



# 代际差异、长期非农收入与耕地转出稳定性

陈奕山,钟甫宁

(南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095)

**摘要:**大多数农户没有流转承包耕地,同时存在转出耕地后又收回的情况。已有研究忽略了耕地转出的稳定性,并多以农户某一期的非农就业状况解释农户的耕地转出,对农户非农收入的长期可靠性缺乏考虑。基于农村固定观察点农户跟踪调查数据,分析并运用多项Logit模型检验代际差异、长期非农收入对农户转出耕地的影响。结果显示:劳动力年轻化促使农户转出耕地,但不能确保转出的稳定性;非农收入长期稳步上升才能促使农户稳定转出耕地。发展耕地流转市场,必要的政策不应仅着眼于增加农村劳动力的非农就业机会,还应通过各种途径增强非农收入的长期可靠性。

**关键词:**代际差异;劳动力偏好;非农就业;长期收入;土地流转

**中图分类号:**F301.21   **文献标志码:**A   **文章编号:**1671-7465(2017)03-0112-09

## 一、引言

1984年中央一号文件开始“鼓励耕地向种田能手集中”<sup>①</sup>。尽管多年来中央和各级地方政府鼓励集中耕地,各界也强烈呼吁,但耕地转出比例并不高。截至2013年底,耕地转出户占总承包户比例为22.9%,流转面积占总承包耕地面积的比例为25.7%<sup>②</sup>。显然,耕地转出比例不高与农村仍有大量农业劳动力有关,2013年乡村第一产业就业人员数仍有2.4亿人<sup>③</sup>。已有研究认为非农就业机会不足限制了农户参与耕地流转市场<sup>[1]</sup>。但是,不能据此推论:只要劳动力市场上有更多的非农就业机会,耕地转出比例就必然随之提高。原因包括两方面:首先,即使有更多非农就业机会,并非所有农村剩余劳动力都愿意从事或能够胜任;其次,尽管三十多年来非农就业机会不断增加,但仍有大量农村劳动力在城乡之间往返流动,没有完全脱离农业耕作。

因此,不能单纯以非农就业机会的多寡来解释耕地流转比例的高低,在分析非农就业对农户耕地流转的影响时,需要考虑以下两点:第一,农户由非农就业能力不同的成员组成,当前农村有大量非农就业能力不足的中老年劳动力难以转移到非农就业中<sup>[2-3]</sup>,这一情况会随着农村人口的代际更替而发生改变,因而需要注意代际差异和代际更替对农户转出耕地的影响;第二,当前农村外出劳动力大部分从事非正规就业<sup>[4]</sup>或者“低端”工种,就业不稳定<sup>[5]</sup>,收入水平不

收稿日期:2016-10-29

基金项目:国家自然科学基金国际(地区)合作交流项目“人口变化、城乡人口流动和中国的农业与农村发展”(71361140370);国家社会科学基金重大项目“完善国家粮食安全保障体系研究”(14ZDA038);江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)

作者简介:陈奕山,男,南京农业大学经济管理学院博士生,E-mail:njauycys@163.com;钟甫宁,男,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

①《关于一九八四年农村工作的通知》,中国网(www.china.com.cn)。

②数据来源:《中国农业年鉴2014》,北京:中国农业出版社,2015年。

③数据来源:《中国农村统计年鉴2014》,北京:中国统计出版社,2014年。

高<sup>①</sup>,不利于形成对非农收入的长期稳定预期。如果农户在某一时点上实现了非农就业,他们可能在当期转出耕地;但如果就业形势发生变化,他们就on能重新收回土地,因而不愿稳定地转出土地。如果考虑以上因素,比农户某一期的非农就业状况更重要的是农户对非农收入长期可靠性的预期;比暂时性的耕地转出更重要的是稳定性的转出。因此需要关注农户非农收入的长期可靠性和耕地转出的稳定性。

从非农就业角度论证农户耕地流转的实证文献很多<sup>[6-9]</sup>,但已有文献没有考虑人口的代际差异,也没有考虑农户的长期非农收入情况和农户转出耕地的稳定性。因此,本文拟将耕地暂时性转出和稳定性转出区分开,根据农业部农村固定观察点的农户跟踪数据,研究农村人口代际差异和长期非农收入对承包耕地流转的影响,进一步回答以下问题:为什么当前的耕地转出总量不高?未来又会发生什么变化?在此基础上引申更为确切的有关耕地流转的政策涵义。下文以分析框架和假说、实证模型、假说检验、总结的次序展开。

## 二、概念界定、分析框架和研究假说

### (一) 概念界定

1. 耕地转出的稳定性。从耕地流转合约的角度看,稳定性指转出户将某一地块长期转出给另一户转入户,不更换转入户或在短期内不换位。已有一些研究关注流转合约期限的决定因素<sup>[10-12]</sup>。对于涉及不同流转主体的合约期限,一个先决问题是:什么条件下农户会长期转出耕地?因为只有农户具备长期转出的意愿才可能签订长期合约。本文想要回答的是另一个问题,即为什么耕地转出的总体比例仍然不高,其中也涉及土地流转的期限,因而需要对期限长短加以界定。本文将土地流转的稳定性界定为:农户长期转出承包耕地,不出现在短暂转出后又收回的情况。现实中许多耕地流转没有约定期限,有约定的大多不高于1年,关于流转合约期限的已有研究将1年或2年以上的流转界定为长期流转。参考已有研究的界定,本文将农户转出耕地的年限在2年及以上的情况界定为稳定转出,如果农户在2年内部分或全部收回耕地则属于暂时转出。

2. 长期非农收入。根据弗里德曼关于消费的长期收入假说,消费水平受长期可预见收入的影响,而非受短期收入的影响<sup>[13]</sup>。将这一合理判断延伸到耕地流转上,本文认为:农户的耕地转出决策受到农户对长期非农收入预期的影响,而农户形成预期主要基于过往长时间的非农就业和非农收入情况<sup>②</sup>。本文定义“长期非农收入”为“非农收入的长期可靠性”,并假定农户过往年份的非农收入情况决定了农户对长期非农收入的预期。已有文献尚无涉及农户的长期非农收入,在后文的实证部分,本文初步设定:农户过往6年非农收入比例的均值、变化趋势和起伏频率影响农户对长期非农收入的预期。

### (二) 分析框架和研究假说

小农经营在中国有悠久的历史传统。“直接靠农业来谋生的人是粘着在土地上的”<sup>[14]2</sup>,在人多地少并且绝大多数人务农为生的情况下,耕地的极端重要性毋庸置疑。历史上长期存在农业劳动力流动到其他行业的现象<sup>[15-17]</sup>,但除非因破产、动乱等外部原因而迫不得已,大多数农

① 2013年,农民工人均月收入达2609元(数据来源:《2014年全国农民工监测调查报告》(www.gov.cn));同年城镇单位就业人员年平均工资51483元,按12个月计算则月平均工资达4290元(数据来源:《中国统计年鉴2014》,北京:中国统计出版社,2014年)。农民工月工资是城镇单位就业人员月工资的60.8%。

② 当然农户形成预期也可能由于其他原因,如农户的某位家庭成员获得一份稳定的高薪工作、他人的信息引导、经济的繁荣景象等等。但是,相较于稀少、偶然性事件或者来自外部的信息,基于农户自身长期非农收入经验的判断无疑具有更高的可信度和影响作用。

户不会主动转出耕地<sup>[18-19]</sup>,而是将耕地作为“祖业”往下传承。究其原因,根本在于历史上农户缺乏充分的非农就业机会,只能固守耕地。

家庭联产承包责任制下,农户得到了小面积的承包耕地,如果缺乏非农就业机会,农户仍会固守耕地。近三十多年来非农就业机会涌现,大量农村劳动力转移到非农部门,非农收入已成为农户的主要收入来源。在这种情况下,农户具备了转出承包耕地的条件。但是,农户从不愿转出耕地到愿意转出,进而到长期、稳定转出耕地的过程是一个渐进的发展过程,无法一蹴而就,下文从农村人口的代际差异和农户长期非农收入情况两方面进行分析。

1. 农村人口的代际差异。农户家庭由就业能力、就业偏好不同的成员组成。作为一个整体单位的家庭选择转出耕地,前提是家庭内各成员一起退出或减少耕地经营。什么条件下家庭成员会一致性地减少耕地经营?外在条件是非农就业的工资水平高于务农收入且非农就业机会充分,内在条件是家庭成员都有非农就业能力且偏好从事非农就业(或选择退出农业生产)。就当前实际情况而言,前一条件基本成立,但部分农户并不具备后一条件。

参加非农就业要求有一定的人力资本。中国农村义务教育的普及时间不长,较早年代出生的农村人口,受教育程度相对较低,这使得他们的非农就业能力相对较弱,而且随着年龄的增长进一步降低;另一方面,较早年代出生的农村人口在成长阶段参与务农的时间较长,一定程度上塑造了他们对于务农的偏好。相比而言,较近年代出生的农村人口有更好的接受教育的环境,受教育程度相对较高,非农就业能力相对较强;另一方面,较近年代出生的农村人口在成长阶段参与务农的时间较少或基本不务农,这弱化了他们对于务农的偏好。因此,较早年代出生的农村人口的非农就业能力较弱,对务农的偏好更稳固,而农村年轻一代相比父辈一代有更强的非农就业能力和非农就业偏好。当前农村仍有大量非农就业能力较弱、同时更偏好务农的中老年人口,这些人口转移到非农就业的可能性较低。随着时间的自然推进,这些人口会逐渐退出农业生产,在新一代农村人口选择务农的可能性下降的情况下,耕地转出的总体比例自然会提升。但是,农村人口的代际更替必然是一个缓慢的过程,无法人为加速。

对于某一户农户而言,劳动力越多,总的劳动时间就越多,农户就越有可能将部分时间用于务农,这降低了农户转出耕地的可能性。由于就业能力和就业偏好的差异,农户家庭成员中较早年代出生的劳动力更有可能将部分时间用于务农,对于降低农户转出耕地的可能性的作用更明显。据此本文提出假说1。

假说1:农户劳动力越多,农户转出耕地的可能性越低;较早年代出生的劳动力转出耕地的可能性更低。

2. 长期非农收入。根据前文分析,随着农村人口的代际更替,转出耕地的农户比例将逐渐提升。但是,农村劳动力并非从事非农就业以后就不会再返回务农,农户也并非一转出耕地就不会再收回。农村劳动力大规模从事非农就业是最近三十多年才发生的事。农业可能不是农户主要的收入来源,却仍然是他们的一个重要收入来源。农户稳定转出耕地的基本条件是农户的农业收入占比足够低,农户预期能够长期依靠非农收入。合理预期的形成并非基于某一时点的非农收入情况,而是基于长时间的非农收入情况。

一般来说,农户在刚开始参加非农工作时不会立刻减少或退出耕地经营,此时非农就业作为农户的副业,表现为农忙务农、农闲务工,非农收入只是农业收入的补充;其次,从参加非农就业到实现稳定就业之前,农户在非农就业和务农两者之间可能经历多次反复调整。原因在于:在非农就业能力和就业环境的约束下,农户在非农就业初期大多只能从事低工资、非正规部门的工作,单是非农收入不足以稳定维持农户的开支,这时候农户不具备完全放弃务农的条件。农户可能在短期内参与非农就业并转出耕地,但在非农就业或收入发生变化时又可能收回耕地。因此,不能单凭农户某一期的非农就业和收入情况判断或预测农户是否会稳定转出耕地,

而需要根据农户长期的非农就业和收入情况进行判断。

从以务农为主到以从事非农就业为主,非农收入占农户总收入的比例经历由低到高的变化过程。在非农收入占比较低的阶段,农户无法形成稳定的长期非农收入预期;同样,在非农收入没有稳步上升,存在波动的阶段,农户也较难形成稳定的长期非农收入预期。只有在多次尝试非农就业之后,农户的非农就业能力得到提升、能够取得较高的非农收入,非农收入占总收入的比例达到较高水平并保持较长一段时期稳定,农户才可能形成稳定的长期非农收入预期,进而稳定转出耕地。综上,本文提出假说2。

假说2:农户过往年份平均非农收入比例越高,稳定转出耕地的可能性越高;非农收入比例呈上升(下降)趋势,稳定转出的可能性更高(更低);非农收入比例变化越频繁,稳定转出的可能性越低<sup>①</sup>。

### 三、实证模型、数据来源和基本描述

#### (一) 实证模型

1. 农户在三种耕地转出方案之间的选择:多项 Logit 模型。本文将农户的耕地转出方案分为不转出、暂时转出、稳定转出三种,利用多项 Logit 模型,检验不同年代出生的劳动力数量、过往非农收入情况对农户选择方案的影响,以此判断农村人口代际差异和长期非农收入对农户转出耕地的影响。假设农户  $i$  在时点  $t$  根据家庭劳动力状况和过往非农收入比例等信息选择耕地转出方案,预期  $j$  方案将产生效用  $U_{ij}$ :

$$U_{ij} = \alpha_j + X_i' \beta_j + Z_i' \gamma_j + \varepsilon_{ij} \quad (i = 1, \dots, n; j = 1, 2, 3) \quad (1)$$

式中  $\alpha$  是常数项,  $\beta$  和  $\gamma$  是自变量系数,  $\varepsilon$  是扰动项;关键变量  $X_i$  包括农户在时点  $t$  的不同年代出生的劳动力数量、过往年份平均非农收入比例、非农收入比例的变化趋势、非农收入比例的起伏频率;控制变量  $Z_i$  包括农户在时点  $t$  的劳动力占总人口比例、劳动力男性比例、劳动力平均上学年数、劳动力平均健康状况、农户承包耕地面积、农户是否有动力机械、存款余额对数值等农户特征变量,村庄地形、是否近郊、是否贫困村、村庄内转出耕地的农户比例等村庄特征变量,以及省份虚拟变量。农户  $i$  选择方案  $j$ , 当且仅当方案  $j$  带来的预期效用高于其他方案。

2. 农户稳定转出的耕地面积比例:Tobit 模型。不同年代出生的劳动力数量和过往非农收入对农户在不转出、暂时转出、稳定转出耕地三种方案之间的选择有影响,并最终影响稳定转出的面积比例。本研究使用一个双受限 Tobit 模型(左界为 0,表示农户没有稳定转出耕地,右界为 1,表示农户稳定转出全部耕地)来考察这种影响:

$$R_i = t_0 + X_i' t_1 + Z_i' t_2 + \varepsilon_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (2)$$

式中,  $R_i$  是第  $i$  户农户稳定转出的面积比例,如果农户不是稳定转出户,取值为 0;如果农户是稳定转出户,则定义稳定转出的面积比例为各年转出面积与承包面积之比的均值(最大取值为 1);  $t_0$  是常数项,  $t_1$  和  $t_2$  是自变量系数,  $\varepsilon$  是扰动项;关键变量  $X_i$  和控制变量  $Z_i$  的定义与多项 Logit 模型相同。

#### (二) 数据来源和基本描述

本文采用农业部农村固定观察点 2004—2011 年的农户和村庄调查数据。农村固定观察点

<sup>①</sup> 直接衡量非农收入的指标是农户人均非农收入的大小,但非农收入比例可能是更具有决策意义的指标,理由有三:首先,一般人在形成未来收入预期时会直观思考在过往历史中各来源收入所占比例的大小;其次,相比非农收入的绝对值大小,非农收入比例不用经过物价指数的平减,更适于年度间的比较、加总、综合,形成决策依据;第三,地区或农户的非农收入比例与人均纯收入大小有明显的关系。根据《中国农村统计年鉴 2014》,在越过一定门槛(40%~50%)之后,各省(区)、直辖市的工资性收入所代表的非农收入占比越高,人均纯收入总体趋向于越高。利用固定观察点的数据考察农户层面的情况,这种关系也成立。因此可以用各年非农收入占总收入的平均比例来衡量非农收入的长期可靠性。

于1986年正式建立并运行至今,每年调查分布于31个省(市、区)360个行政村的两万多名农户<sup>①</sup>。为考察农户长期非农收入和稳定转出耕地的情况,需要使用农户跟踪调查数据,固定观察点的调查对象里包括部分多年跟踪调查户,能够满足这一要求。根据调查省份、村庄、户编码一致原则,并将无承包耕地面积、有退耕还林面积和发生土地征迁的农户排除,可匹配出2004—2011年期间的10362户跟踪调查户,将这些农户数据与村庄特征数据(村庄地形、是否近郊、是否贫困村)进行合并,最后得到9400户跟踪调查户的数据。

本文根据耕地转出方案对农户进行分类:如果农户在2009年末转出承包耕地,则界定为初始转出户;对于初始转出户,如果该户在两年及以内部分或全部收回了耕地,则界定为暂时转出户,否则界定为稳定转出户。根据这个分类方式,初始转出户占样本农户总数的比例是16.8%,其中暂时转出户占7.3%,稳定转出户占9.5%。稳定转出户在两年期间稳定转出的面积比例为86%,但全部样本户均稳定转出的耕地面积比例只有8%。由此可见,转出耕地的农户比例不高,稳定转出耕地的农户比例更低。变量定义和样本描述列于表1。

表1 变量定义和样本基本描述

变量名称	定义	均值	标准差	最小值	最大值
农户耕地转出方案	0=不转出;1=暂时转出;2=稳定转出	0.26	0.62	0	2
农户稳定转出的面积比例	稳定转出的耕地面积占承包面积的比例	0.08	0.26	0	1
1949年及以前出生的劳动力	不同年代出生的劳动力的数量。劳动力的	0.48	0.74	0	3
1950—1959年出生的劳动力	定义是:2009年16周岁以上、不在上学并且	0.70	0.85	0	3
1960—1969年出生的劳动力	有劳动能力的农户成员	0.59	0.83	0	3
1970—1979年出生的劳动力		0.53	0.82	0	4
1980年及以后出生的劳动力		0.86	1.04	0	7
平均非农收入比例	2004—2009年的平均非农收入比例	0.42	0.27	0	1
非农收入比例变化趋势	2004—2009年非农收入比的平均年增长率	0.02	0.06	-0.28	0.69
非农收入比例的起伏	2004—2009年各年非农收入比小于上年的年数	0.86	0.82	0	4
劳动力占总人口比例	劳动力人数占农户总人口比例	0.81	0.19	0	1
劳动力男性比例	劳动力中男性人数所占比例	0.55	0.19	0	1
劳动力平均上学年数	单位:年	6.64	2.34	0	18
劳动力平均健康状况	0=优;1=良;2=中;3=差;4=丧失劳动能力	0.59	0.70	0	4
农户承包耕地面积	单位:亩	9.42	14.38	0.1	238.5
农户是否有动力机械	是否有带动力的农业机械:1=有;0=无	0.24	0.43	0	1
农户存款余额	2009年末存款余额(单位:万元)	1.31	3.13	0	81
成员领取退休金、养老金	成员是否领取退休金、养老金: 1=有;0=无	0.03	0.18	0	1
减少承包耕地经营户比例	村庄内有多少比例的农户转出耕地	0.16	0.09	0	0.64
村庄地形:丘陵	1=是;0=否	0.32	0.22	0	1
村庄地形:山区	1=是;0=否	0.25	0.19	0	1
村庄是否位于城市近郊	1=是;0=否	0.12	0.32	0	1
村庄是否贫困村	1=是;0=否	0.13	0.34	0	1

注:对于少数没有连续完整的2004—2009年期间收入记录的跟踪调查户,如果某年没有记录,则当年的非农收入比处理为缺失值。

上表显示,平均每个农户有1.77个1960年及以前年份出生的劳动力,0.53个1970—1979年期间出生的劳动力,0.86个1980年及以后年份出生的劳动力。根据固定观察点数据整理可

① 参见:杜军玲、王慧峰:《农村固定观察点的故事》,人民政协网(<http://www.rmzxb.com.cn>)。

知,这三部分劳动力中分别有40%、20%、14%是纯农业劳动力,说明非农就业能力和就业偏好确实存在代际差异,农村还有大量难以转移到非农就业的中老年劳动力。加总起来,平均每户农户有1个纯农业劳动力,在技术和农业社会化服务水平提升、农业劳动投入时间和强度下降的条件下,1个纯农业劳动力能够完成小规模经营,这降低了农户转出耕地的可能性。

另一方面,2004—2009年农户的平均非农收入比例达42%,年均递增2%<sup>①</sup>;农户各年非农收入比例小于上年的总年数之和平均为0.86年。这反映非农收入未完全主导大部分农户的收入并保持长期稳定。下文检验劳动力和过往非农收入情况对农户转出耕地的影响。

## 四、假说检验

### (一) 多项 Logit 模型:农户在不同承包耕地方案之间的选择

考虑到同一个村庄内农户的选择可能有相关性,模型中控制了村庄内转出耕地的农户比例,以村庄为聚类进行了稳健标准误估计。两类方案的回归结果如表2:①以农户不转出耕地为参照的方案;②以农户暂时转出耕地为参照的方案。

表2第一类方案的回归结果显示,每增加一个劳动力,农户暂时转出和稳定转出耕地的可能性都会下降。有两点值得注意:①边际效应显示,多一个劳动力,农户稳定转出耕地的可能性的下降幅度要大于暂时转出,平均来看,两者有2%的差异;②不同年代出生的劳动力的影响边际效应不同:多一个1980年及以后年份出生的劳动力,农户暂时转出耕地的可能性下降0.5%,稳定转出的可能性下降2.1%;出生年代往前推,劳动力增量对降低暂时转出和稳定转出的可能性的作用相应增大,最大值出现在1960—1969年期间出生的劳动力,这个期间的劳动力使可能性分别下降2.1%和4.4%;出生年代再往前推,劳动力对降低农户转出耕地的可能性的作用又变小,1949年及以前年份出生的劳动力使得可能性分别下降0.8%和2.6%,和1980年及以后年份出生的劳动力差别不大,说明随着年龄增长,一部分老年劳动力将自然退出耕地经营。

表3对不同年代出生的劳动力的影响差异进行了Wald检验。结果显示(以农户不转出耕地为参照一栏):除了1960—1969年期间出生的劳动力与1950—1959年期间出生的劳动力的影响没有显著差异以外,其他相邻年代出生的劳动力的影响均有显著差异。这进一步明确:1950—1969年期间出生的劳动力降低农户转出耕地的可能性的作用最大,而劳动力年轻化有助于促使更多农户转出耕地。

表2第一类方案的回归结果显示,农户过往平均非农收入比例越高,农户转出耕地的可能性越高:农户过往平均非农收入比例提高10%,农户暂时转出的可能性提高0.8%,稳定转出的可能性提高2.1%。非农收入比例变化趋势变量的方向和显著性表明:农户过往非农收入比例若处于上升(下降)趋势,农户转出耕地的可能性相应地提高(降低)。

那么,什么情况下农户暂时转出耕地,什么情况下稳定转出?表2第二个多项Logit模型估计结果以农户暂时转出耕地为参照,观察稳定转出一栏:劳动力越多,农户稳定转出的可能性越低;不同出生年代劳动力的边际效应有差异,但差异没有通过表3(以农户暂时转出耕地为参照一栏)的显著性检验。因此,劳动力年轻化并不能确保农户稳定转出耕地。平均非农收入比例和非农收入比例的起伏两个变量的系数方向和显著性表明:过往平均非农收入比例越高,农户越可能稳定转出耕地,而非农收入比例发生起伏则不利于农户稳定转出耕地。因此,相比劳动力的年轻化,非农收入在长期中稳步提升对促使农户稳定转出耕地的作用更大。

① 59.6%的样本农户的非农收入比例呈上升趋势,同时还有33.1%呈下降趋势。

表2 农户耕地转出方案选择——多项Logit选择模型

变量	以农户不转出耕地为参照				以农户暂时转出耕地为参照			
	暂时转出		稳定转出		不转出		稳定转出	
	回归系数	边际效应 (dy/dx)	回归系数	边际效应 (dy/dx)	回归系数	边际效应 (dy/dx)	回归系数	边际效应 (dy/dx)
1949年及以前出生的劳动力	-0.1812** (0.0839)	-0.0076 (0.0052)	-0.4135*** (0.1001)	-0.0264*** (0.0066)	0.1912** (0.0844)	0.0363*** (0.0081)	-0.2448** (0.1194)	-0.0281*** (0.0067)
1950—1959年出生的劳动力	-0.3842*** (0.0771)	-0.0185*** (0.0048)	-0.6269*** (0.0980)	-0.0391*** (0.0068)	0.3793*** (0.0767)	0.0574*** (0.0077)	-0.2383** (0.1125)	-0.0388*** (0.0067)
1960—1969年出生的劳动力	-0.4307*** (0.0915)	-0.0208*** (0.0057)	-0.6993*** (0.1058)	-0.0436*** (0.0076)	0.3983*** (0.0904)	0.0615*** (0.0082)	-0.2715** (0.1314)	-0.0422*** (0.0074)
1970—1979年出生的劳动力	-0.2732*** (0.0793)	-0.0123** (0.0050)	-0.5316*** (0.0885)	-0.0336*** (0.0062)	0.2328*** (0.0789)	0.0422*** (0.0071)	-0.2647** (0.1070)	-0.0319*** (0.0061)
1980年及以后出生的劳动力	-0.1227** (0.0599)	-0.0046 (0.0036)	-0.3299*** (0.0685)	-0.0213*** (0.0047)	0.0899 (0.0586)	0.0227*** (0.0058)	-0.2102*** (0.0764)	-0.0197*** (0.0047)
平均非农收入比例	1.7616*** (0.3042)	0.0800 (0.0172)	3.3972*** (0.3516)	0.2149*** (0.0252)	-1.6842*** (0.2989)	-0.2812*** (0.0313)	1.4986*** (0.3296)	0.2026*** (0.0239)
非农收入比例变化趋势	4.6308*** (0.8724)	0.2442*** (0.0527)	5.3847*** (0.9679)	0.3232*** (0.0631)	-	-	-	-
非农收入比例起伏	-	-	-	-	0.0196 (0.0631)	0.0139** (0.0068)	-0.1964*** (0.0698)	-0.0146*** (0.0049)
其他农户特征	已控制		已控制		已控制		已控制	
其他村庄特征	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份虚拟变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
	Log pseudolikelihood = -4334.8038				Log pseudolikelihood = -4371.2649			
	Obs. = 9400 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.1889				Obs. = 9400 Pseudo R <sup>2</sup> = 0.1821			

注:1.\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,表3、表4同;2.括号内的数据为标准误;3.限于篇幅而未列出(表1中)农户特征、村庄特征、省份虚拟等控制变量的估计结果。

表3 不同年代出生的劳动力对农户转出耕地的影响差异——Wald检验

原假设: 影响不存在显著性差异	以农户不转出耕地为参照				以农户暂时转出耕地为参照			
	暂时转出		稳定转出		不转出		稳定转出	
	Wald	P值	Wald	P值	Wald	P值	Wald	P值
1980年及以后出生的劳动力 VS. 1970—1979年出生的劳动力	4.14**	0.04	5.95**	0.01	3.70*	0.05	0.27	0.60
1970—1979年出生的劳动力 VS. 1960—1969年出生的劳动力	3.28*	0.07	4.53**	0.03	3.63*	0.05	0.00	0.95
1960—1969年出生的劳动力 VS. 1950—1959年出生的劳动力	0.47	0.49	1.25	0.26	0.08	0.77	0.15	0.70
1950—1959年出生的劳动力 VS. 1949年及以前出生的劳动力	7.62**	0.01	6.45**	0.01	6.64**	0.01	0.00	0.95

以往研究多以农户当期非农就业情况解释耕地转出,并且忽略了转出的稳定性。本文研究结果表明:农户转出耕地的稳定性关系到总体的耕地转出比例,而不考虑非农收入的长期可靠性就不可能判断农户是否会稳定转出耕地。

## (二) Tobit 模型:农户稳定转出的耕地面积比例

表4 农户稳定转出的耕地面积比例——Tobit 模型

变量	以农户不转出耕地为参照		以农户暂时转出耕地为参照	
	系数	标准误	系数	标准误
1949年及以前出生的劳动力	-0.6369***	0.1924	-0.6631***	0.1952
1950—1959年出生的劳动力	-1.0630***	0.2275	-1.0504***	0.2251
1960—1969年出生的劳动力	-1.1778***	0.2458	-1.1375***	0.2389
1970—1979年出生的劳动力	-0.9539***	0.2075	-0.9058***	0.1998
1980年及以后出生的劳动力	-0.6096***	0.1487	-0.5716***	0.1452
平均非农收入比例	5.5878***	0.9151	5.3620***	0.8850
非农收入比例变化趋势	7.5552***	1.8396	-	-
非农收入比例的起伏	-	-	-0.4060***	0.1297
	Obs. = 9400	Pseudo R <sup>2</sup> = 0.2501	Obs. = 9400	Pseudo R <sup>2</sup> = 0.2469

注:其他农户、村庄变量、省份虚拟变量已控制,如表2。

模型同样以村庄为聚类变量进行稳健标准误估计。由表4可以看到,每增加一个劳动力,农户稳定转出的耕地面积比例都将变小;系数大小显示,1960—1969年出生的劳动力所起的作用最大,1970—1979年和1980年及以后年份出生的劳动力所起作用递减。劳动力年轻化有助于提高稳定转出的耕地面积比例。同样,更高的平均非农收入比例,以及保持平稳或上升趋势的非农收入比例都提高了农户稳定转出的耕地面积比例;非农收入比例发生起伏则起阻碍作用。

综上,长期中非农收入稳步上升促使农户稳定转出耕地,提高稳定转出的面积比例;非农收入发生起伏不利于农户稳定转出耕地,降低稳定转出的面积比例。

## (三) 稳健性检验

上述多项 Logit 模型检验所使用数据的时间段是2004—2011年,为进行时间维度的稳健性检验,本文分别使用2003—2011年、2005—2011年两个时间段内的6632户和10176户匹配户进行了同样的多项 Logit 模型检验。结果与上文保持一致。上述检验使用调查户2009—2011年间的承包耕地面积数据,此期间农户的承包面积可能由于耕地转让或村级土地调整而有变化<sup>①</sup>。本文将农户的承包面积的最大变动控制在1亩以内,对2004—2011年间的7627户跟踪户进行了同样的检验。此外,考虑到农户劳动力数量可能存在漏记等测量误差,2009—2011年期间农户的劳动力数量也会有自然的变动,本文将农户的总劳动力数量的最大变动控制在1人及以内,对2004—2011年期间的8472户跟踪户进行了同样的检验。结果与上文保持一致。

## 五、结论

农户转出耕地的行为可能有反复,并非一次性转出后不再收回。本文在区分开耕地稳定转出和暂时转出的基础上,集中分析并检验农村人口代际差异和农户长期非农收入情况对耕地转出的影响。根据研究结果,劳动力年轻化有助于农户转出耕地,但不能确保农户稳定转出耕地;非农收入稳步上升才能促使农户稳定转出耕地。现阶段耕地转出比例不高的原因是农村仍有

<sup>①</sup> 土地调整可能会影响农户对于转出耕地后能否收回的预期,进而影响转出的稳定性,控制农户的承包面积大致不变,在一定程度上可以避免这种影响的发生。土地流转的合约类型(口头或书面)和流转方式(零散或连片流转)也可能影响转出的稳定性,但由于固定观察点的调查数据中缺乏相关的衡量指标,本文暂无法加进这些因素进行进一步的检验。本文认为,与这些可能的影响因素相比,就业的影响是主要的。

大量难以转移到非农就业的中老年劳动力,农户的非农收入离完全主导农户收入的距离还较远,部分农户的非农收入没有稳步上升。

根据本文的研究结论,耕地流转研究应该关注农户的长期非农收入情况和农户转出耕地的稳定性,否则无法客观准确地判断农户的耕地转出行为,进而推论总体的耕地流转状况。本文的政策涵义包括两方面:第一,实现农户非农收入的提高和稳定,所需时间仍很长,通过土地流转实现规模经营不能操之过急,不应当用权力强行推动土地流转。第二,农村人口代际更替有利于提高耕地转出比例,政策应该更加注意通过改善就业质量、提高就业稳定性、均等化公共服务等途径保障并提高农村新一代人口的非农收入。

#### 参考文献:

- [1] Yao Y. The Development of the Land Lease Market in Rural China[J]. *Land Economics*, 2000(2): 252-266.
- [2] 钟甫宁. 劳动力市场调节与城乡收入差距研究[J]. *经济学动态*, 2010(4): 65-69.
- [3] 李庆. 农村人口年龄结构与劳动力转移变动关系研究[D]. 南京: 南京农业大学, 2013.
- [4] 吴要武. 非正规就业者的未来[J]. *经济研究*, 2009(7): 91-106.
- [5] 钟甫宁, 陈奕山. 务农经历、受教育程度与初次外出务工的职业选择——关于新生代农民工“摩擦性失业”的研究[J]. *中国农村观察*, 2014(3): 2-8.
- [6] 马瑞, 柳海燕, 徐志刚. 农地流转滞缓: 经济激励不足还是外部市场条件约束? ——对4省600户农户2005—2008年期间农地转入行为的分析[J]. *中国农村经济*, 2011(11): 36-48.
- [7] 赵光, 李放. 非农就业、社会保障与农户土地转出——基于30镇49村476个农民的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2012(10): 102-110.
- [8] 闫小欢, 霍学喜. 农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析[J]. *农业技术经济*, 2013(7): 34-44.
- [9] 张忠明, 钱文荣. 不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J]. *农业经济问题*, 2014(3): 19-24.
- [10] 徐珍源, 孔祥智. 转出土地流转期限影响因素实证分析——基于转出农户收益与风险视角[J]. *农业技术经济*, 2010(7): 30-40.
- [11] 刘文勇, 张悦. 农地流转中农户租约期限短期倾向的研究: 悖论与解释[J]. *农村经济*, 2013(1): 22-25.
- [12] 钟文晶, 罗必良. 契约期限是怎样确定的? ——基于资产专用性维度的实证分析[J]. *中国农村观察*, 2014(4): 42-51.
- [13] Friedman M. *A Theory of the Consumption Function*[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [14] 费孝通. 乡土中国[M]. 北京: 三联书店, 1985.
- [15] 赵冈, 陈钟毅. 中国经济制度史论[M]. 北京: 新星出版社, 2006.
- [16] 李伯重. 江南的早期工业化(1550—1850)[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2010.
- [17] 武建国, 张锦鹏. 宋代江南地区农村劳动力的利用与流动分析[J]. *中国经济史研究*, 2011(2): 17-26.
- [18] 曹幸穗. 论旧中国苏南土地占有关系的演变及其推动力[J]. *中国社会经济史研究*, 1990(4): 62-75.
- [19] 黄宗智. 明清以来的乡村社会经济变迁: 历史、理论与现实[M]. 北京: 法律出版社, 2013.

(责任编辑: 刘浩)